

## 気象に判別分析法を適用した細菌性食中毒注意報

松 沢 照 男

信州大学医学部公衆衛生学教室

(主任: 釘本完教授)

### Warnings about Bacterial Food Poisoning Outbreaks Derived from Applying Discriminant Analysis to the Weather

Teruo MATSUZAWA

*Department of Public Health, Shinshu University School of Medicine*

(Director: Prof. Mamoru KUGIMOTO)

Statistical associations between bacterial food poisoning outbreaks and weather from 1969 to 1979 in Nagano prefecture were investigated by discriminant analysis. The weather items taken up in this study were as follows: 1. mean temperature, 2. maximum temperature, 3. minimum temperature, 4. mean humidity, 5. minimum humidity, 6. mean cloudiness, 7. mean wind speed, 8. maximum wind speed, 9. sunshine hours and 10. discomfort index. The independent variables of the discriminant analysis were the means of the previous three days for these 10 items, and the maximum and minimum temperatures of the day. The dependent variable was the presence or absence of a food poisoning outbreak. Each year's test period, from June 1st to October 15th, was divided into 9 subperiods of half a month in order to remove seasonal variations of weather. The discriminant analysis was applied to each subdivided period and some serial ones. The better discriminant function and discriminant value selected from these analyses were used as criteria to issue a warning about food poisoning in each subperiod. When these criteria were applied to Nagano prefecture, the expected error rates of the warning were estimated from Bayes' theorem. Warnings about food poisoning outbreaks obtained by this method were officially issued from July 16th to October 15th, 1980 in Nagano prefecture. It was recognized from analyzing the expected error rates and the actual results that the warnings about outbreaks had the effect of decreasing food poisoning outbreaks. *Shinshu Med. J.*, 33: 17-26, 1985

(Received for publication September 12, 1984)

---

**Key words:** bacterial food poisoning, discriminant analysis, weather condition, Bayes' theorem  
細菌性食中毒, 判別分析, 気象条件, ベイズの定理

---

#### I 緒 言

わが国における1971年から1980年までの10年間に  
おける食中毒発生の推移をみると、死者数は46人から23  
人に減少したが、発生件数は1,118件から1,001件、患  
者数は30,731人から32,737人に漸減ないし横ばいのま  
まである。

これに対し赤痢について、同時期10年間の推移をみ  
ると、死者数は32人から0人に、患者数は5,833人か  
ら951人にあきらかに減少傾向がみられる(2-5)。

食中毒が腸管系伝染病と異なり、今日においても明  
確な減少傾向にないことは多くの研究者によって指摘  
されているところで(6-10)、最も新しい1982年の食中毒  
統計によってその内容をみると、食中毒事件927件の

うち、病因物質が判明したもの740件、うち638件(86.2%)が細菌性食中毒である。また患者数で見ると、35,536人の食中毒罹患者のうち病因物質が判明したものの29,218人、うち細菌性食中毒は28,786人で総数に対しては81.0%、病因物質が判明したものに対しては98.5%となり<sup>1)</sup>、細菌性食中毒の比重は現在においても依然として大きいことを示している。しかも1982年においては1件当たりの患者数は38.5人となり、過去30年間の最大になっている<sup>1)</sup>。これは最近の交通ないし流通機構の高速化、広域化、複雑化も原因の1つと考えられ、したがって細菌性食中毒の予防活動には、地域全体として積極的に取り組むことがますます重要になって来ている。

これまでも食中毒防止のため、地方自治体は積極的に取り組んで来ており、今日の食生活の多様化、食品流通量の増大その他、食をめぐる環境の変化に対応しつつ、食品関係業者の教育、指導、食品衛生監視と収去調査、住民への啓蒙活動などが取りあげられている。さらに最近では気象などの環境要因と細菌性食中毒の統計的関連に注目し、食中毒が発生しやすい環境状態を呈した時期に食品関係者および自治体住民に「食中毒注意報(警報)」を発して食中毒を未然に防止しようとする活動も活発になってきた。その数は全国都道府県、政令都市57中約半数(27)にのぼっている<sup>11)</sup>。

細菌性食中毒の発生には、著しい季節変動が認められ、気象条件などの環境要因の影響が大きいことは古くから知られており、食中毒注意報の発令基準、発令方式の作成への応用も試みられて来た<sup>12)-14)</sup>。これらの多くは25~30°Cになると細菌の増殖が速やかになることから、この温度を一定時間継続したとき、あるいはさらに湿度も含めて一定の基準に達した時発令されるようになってきている<sup>11)</sup>。一方2~3の自治体では気象条件を多変量的にとらえ、過去の食中毒事件の発生と気象との統計的関連を判別分析法を用いて検討し、食中毒発生の有無を判別する値を食中毒注意報の発令基準としている<sup>15)-17)</sup>。

気象の変動には、食中毒の発生に関連する変動とともに、平均的な変動すなわち季節変動がある。判別分析を応用する際この変動を考慮しておかなければ、食中毒の発生を判別しているのか、季節を判別しているのか不明となる可能性がある。したがってこのように発令基準を作成すると、気象を多変量的に扱いながら、実際には夏の初めから終わりにかけて連日食中毒注意報が発令されることになり、このような長期間の注意

報は注意報本来の主旨からは不適である。

本研究では長野県を対象とし、気象の平均的(季節)変動を考慮し、過去の気象と食中毒発生との統計的関連について判別分析法を用いて解析した。すなわち気象の平均的変動による影響を少なくし、各季節においてそれぞれ食中毒が相対的に発生しやすい気象条件を求めることによって、日別に食中毒注意報の発令の有無が検討できる方式を考案した。また短期間ではあるが、このような方式で得られた食中毒注意報の発令基準を、実際に長野県に適用し、その成績について合わせて分析を行い、本方式の有効性を検討した。

## II 研究方法

細菌性食中毒注意報の発令する期間を6月1日から10月15日とし、同一気象下で比較的発生が少ない長野県を分析の対象とした。長野県の気象は、県全体が同一の気象であらわせないで、長野地方と松本地方の2つの地域に分けてそれぞれ分析した。気象と細菌性食中毒との統計的関連を求めするために、1969年から1979年の11年間について、各年の6月1日から10月15日までの細菌性食中毒事件と気象条件を調べた。なお、原因不明食中毒事件もほとんどが細菌性食中毒事件と考えられるので、分析に含めることにした。

食中毒事件は、毎年長野県衛生部食品環境水道課から発行されている「食品衛生関係事業成績」により調べた。この資料には、各食中毒事件について発生日、発生場所、摂食者数、患者数、原因食品、原因物質などが掲載されている。気象と食中毒の発生との関連の検討には、患者が発見された発生日よりも原因物質を摂食した日が関連すると考えられるので、同課保管資料により摂食日を調べた。摂食日が不明な場合には、発生日を摂食日とした。

気象については、日本気象協会発行の「長野県気象月報」を用いた。気象条件は、①平均気温、②最高気温、③最低気温、④平均湿度、⑤最小湿度、⑥平均雲量、⑦平均風速、⑧最大風速、⑨日照時間、⑩不快指数の10項目とした。これらの測定値の前3日平均を当日の気象条件とした。これらの測定値の日界は24時に定められている。たとえば、最高気温、最低気温などは、0時から24時までの間に記録した値で、平均気温は、3、6、9、12、15、18、21、24時の8回の観測の平均値である。したがって、食中毒注意報の発令の有無の判断には、前日の24時までの測定値が必要となり、食中毒注意報の発令の有無の判断はそれ以降とな

る。1981年4月より、翌日の最高、最低気温の予報が発表されるようになった。したがって、これらも当日の気象を表す変数として取り入れることが可能になり、前の10項目に①当日の最高気温、②当日の最低気温、を加え全部で12変数を気象条件をあらわす独立変数とした。

1969年から1979年の11年間、各年6月1日から10月15日までの延日数は1,507日となる。各日を1ケースとし、目的変数は食中毒事件の発生の有無とし、説明変数は気象条件を表す12変数とし、判別分析をした。気象の平均的(季節)変動を除去するために、対象とする6月1日から10月15日を一括して判別分析をするのではなく、対象期間を半月ごとに細分化し、細分化した期間別、あるいはそれらが連続した数期間別に行った。たとえば7月後半をとれば、①7月後半の細分化した1期間、②7月前半と7月後半、③7月後半と8月前半、の細分化した2期間、④6月後半から7月後半、⑤7月前半から8月前半、⑥7月後半から8月後半、の細分化した3期間、⑦6月前半から7月後半、⑧6月後半から8月前半、⑨7月前半から8月後半、⑩7月後半から9月前半、の細分化した4期間、のように1つの細分化した期間について、10種類の判別分析をした。また、食中毒の発生の有無のそれぞれに、事前確率を0.45 : 0.55, 0.5 : 0.5, 0.55 : 0.45と変化させて分析した。

これらの判別分析の結果から、細分化した期間別に最適の判別関数と判別基準値を選択した。すなわち、細分化した期間が2つ以上連続した期間について判別分析をした場合、その期間全体での分類成功率が高いことを必要条件とし、その中に含まれる細分化した期間別の分類成功率を比較検討した。細分化した期間での最適な判別関数と判別基準の選択は次の手順によった。

Aは食中毒の発生した事象、 $\bar{A}$ は食中毒の発生がない事象、Bは注意報を発令する事象、 $\bar{B}$ は注意報の発令のない事象を表すものとする。それぞれの判別分析の結果に対応して、細分化した期間別に、 $P(B|A)$ 、 $P(\bar{B}|A)$ 、 $P(B|\bar{A})$ 、 $P(\bar{B}|\bar{A})$ の4つの条件付確率が得られる。たとえば、 $P(B|A)$ は食中毒が発生した時に、注意報の発令が有る確率を示している。また、総分類成功率は、

$$P_{Total} = P(A) \cdot P(B|A) + P(\bar{A}) \cdot P(\bar{B}|\bar{A}) \dots (1)$$

で表せる。 $P(B|A)$ と $P(\bar{B}|\bar{A})$ のそれぞれが0.6以

上であることを必要条件とし、 $P_{Total}$ が1に近い場合を選択したが、多発期間では、 $P_{Total}$ よりも $P(B|A)$ が1に近い方を優先させて選択した。なお、 $P(B|A)$ は Screening test での Sensitivity、 $P(\bar{B}|\bar{A})$ は Specificity に対応し<sup>18)</sup>、食中毒注意報の Sensitivity と Specificity をあらわす指標と考えられる。

次に、これらの判別関数と判別基準値を実際に適用した場合の、過誤率を Bayes の定理<sup>14)</sup>を用いて予測した。過誤率には、2つの種類があり、1つは注意報を発令したが実際には食中毒が発生しない確率 $P(\bar{A}|B)$ 、他方は注意報を発令しない時に食中毒が発生する確率 $P(A|\bar{B})$ である。上の4つの確率を用いて Bayes の定理に適用すると

$$P(\bar{A}|B) = \frac{P(B|\bar{A}) P(\bar{A})}{P(B)}$$

$$= \frac{(1 - P(\bar{B}|\bar{A})) (1 - P(A))}{1 - P(\bar{B}|\bar{A}) + P(A)(-1 + P(B|A) + P(\bar{B}|\bar{A}))} \dots \dots \dots (2)$$

$$P(A|\bar{B}) = \frac{P(\bar{B}|A) P(A)}{P(\bar{B})}$$

$$= \frac{(1 - P(B|A)) P(A)}{P(\bar{B}|\bar{A}) - P(A)(-1 + P(B|A) + P(\bar{B}|\bar{A}))} \dots \dots \dots (3)$$

と表せる<sup>18)</sup>。ここで潜在的な食中毒の発生を考慮して、 $P(A)$ の値を見積もらなければならないが、この分析では細分化した期間別に報告されている発生日率とそれを3倍した値を用いた。

長野県は本方式を用いて、1980年7月16日から10月15日までを試行期間とし、食中毒注意報の発令を行った。実際的な運用では、気象の周期性、情報の伝達時間等を考慮して、基準値に達した日を含む3日間を、食中毒注意報の有効期間とした。また連続して発令の基準値に達したならば、さらにその日を含めて3日間も有効期間とし発令を継続させた。長野県では、それまで最高気温と平均湿度を用いて食中毒注意報を発令していたので、食品環境課保存資料を用いて、1976年から1979年までの4年間の平均と試行期間との成績を適中率と過誤率を用いて比較検討した。

なお、計算には、東京大学大型計算機センター HITAC M-280H/200H システム、統計パッケージ SPSS<sup>19)</sup>-21)を用いた。

III 結 果

A 細菌性食中毒の発生状況

長野県では、1969年から1979年の11年間、各年6月1日から10月15日までに、原因不明を含む細菌性食中毒は149件（長野地方71件、松本地方78件）発生した。そのうちブドウ球菌は25件、腸炎ビブリオが46件、サ

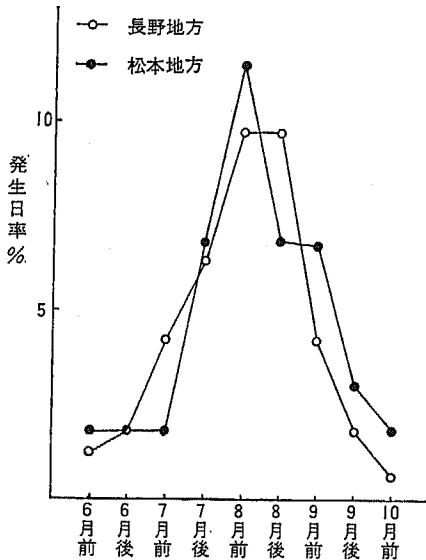


図1 細分化した期間別の食中毒の発生日率

ルモネラ属は21件、その他原因不明を含めて57件の発生があった。同一日に2件発生した時も1日とした発生日総数は135日（長野地方67日、松本地方66日）であった。

半月ごとに細分化した期間別に、食中毒の発生日率を図1に示した。発生日率とは、細分化した期間に発生した日の、その期間の11年間の総数に対する割合である。長野・松本地方ともに、7月後半から9月前半にピークをもつ分布になった。平均した発生日率は、長野・松本地方とも4.4%になった。

B 判別関数と判別基準値

気象データの前3日平均を用いて、判別関数は次の式で与えられる。

$$\begin{aligned}
 Z = & A_1 \times (\text{平均気温}) + A_2 \times (\text{最高気温}) \\
 & + A_3 \times (\text{最低気温}) + A_4 \times (\text{平均湿度}) \\
 & + A_5 \times (\text{最小湿度}) + A_6 \times (\text{平均雲量}) \\
 & + A_7 \times (\text{平均風速}) + A_8 \times (\text{最大風速}) \\
 & + A_9 \times (\text{日照時間}) + A_{10} \times (\text{当日最高気温}) \\
 & + A_{11} \times (\text{当日最低気温}) + A_{12} \times (\text{不快指数}) \\
 & + \text{定数}
 \end{aligned}$$

選択した最良の判別関数と判別基準値を、長野地方については表1、松本地方については表2に示した。表中の数値は上の判別式の係数  $A_1 \sim A_{12}$  の値を示している。判別基準値は、同表の最下段に示した。気象データと判別係数を上式に代入して算出された値  $Z$  が

表1 長野地方の判別関数の係数と判別基準値

	6 月		7 月		8 月		9 月		10 月
	前	後	前	後	前	後	前	後	前
平均気温	-2.351	1.672	6.168	6.375	-2.18	0.354	-3.135	-0.286	-0.601
最高気温	-0.139	-0.0994	0.282	0.290	-0.0197	0.0435	-0.0294	-0.0940	-0.209
最低気温	0.0697	-0.0397	-0.715	-0.231	0.349	-0.467	-0.341	0.203	0.849
平均湿度	-0.133	-0.105	0.445	0.330	0.0152	-0.0509	-0.170	-0.0461	-0.0508
最小湿度	0.0241	0.0666	-0.147	0.0128	-0.0603	0.0253	0.0099	0.0167	-0.0280
平均雲量	-0.440	0.245	0.832	0.837	-0.422	0.288	-0.460	0.625	-0.320
平均風速	-0.567	-1.19	0.741	0.477	0.653	-0.0892	0.211	-0.129	-1.184
最大風速	0.331	0.887	0.153	-0.0324	-0.578	-0.135	-0.264	0.217	0.142
日照時間	-0.147	-0.0353	0.199	0.210	-0.115	-0.0137	-0.166	0.523	-0.185
不快指数	1.818	-0.882	-3.301	-4.353	1.520	0.0262	2.115	—	—
当日最高気温	-0.0109	0.0659	0.0960	0.129	-0.222	0.283	0.0179	-0.0881	-0.0842
当日最低気温	-0.0832	-0.102	-0.246	-0.0882	-0.0483	-0.414	-0.131	0.0877	0.0039
定数	-58.292	27.723	81.521	123.779	-49.299	-0.577	-51.809	-0.366	15.930
判別基準値	> .426	> .829	< -.308	< -.361	> .377	< -.524	> .841	< -.488	< -.988

判別分析法による細菌性食中毒注意報

表2 松本地方の判別関数の係数と判別基準値

	6 月		7 月		8 月		9 月		10 月
	前	後	前	後	前	後	前	後	前
平均気温	1.062	-4.379	-5.953	0.669	2.371	-1.070	2.985	0.507	-0.788
最高気温	-0.513	-0.383	-0.255	0.0531	-1.120	-0.0237	-1.335	-0.191	0.0582
最低気温	0.707	0.444	0.110	-0.741	-0.455	-0.496	-1.022	-0.477	-0.0869
平均湿度	-0.0355	-0.0973	-0.0772	-0.0873	0.157	-0.264	-0.0333	-0.236	0.0456
最小湿度	-0.0067	-0.0233	-0.0938	0.0530	-0.129	0.202	-0.0280	0.202	-0.0634
平均雲量	-0.645	-0.354	-0.714	0.418	0.478	0.766	-0.225	0.472	-0.0142
平均風速	-0.151	0.181	1.134	0.733	-0.423	-0.832	-1.039	-0.845	-0.649
最大風速	-0.312	-0.184	-0.600	0.0976	0.450	0.531	0.159	0.445	-0.394
日照時間	0.104	0.425	0.0108	0.163	0.0974	0.574	-0.162	0.338	-0.112
不快指数	-0.807	2.692	3.871	—	-0.437	1.139	-0.360	0.190	0.710
当日最高気温	-0.0539	0.137	0.154	-0.0752	0.287	0.0476	-0.110	-0.0160	-0.0501
当日最低気温	-0.0891	-0.0647	-0.0867	-0.0375	-0.110	-0.0424	-0.0575	-0.0544	-0.0868
定数	47.100	-81.217	-118.548	-2.928	0.0530	-48.319	26.584	-8.170	-24.953
判別基準値	<-1.179	>.684	>1.099	<-.326	<-.228	>.595	>.489	>.351	<-.486

表3 選択された判別関数と判別基準値による、1969年から1979年までの対象期間における分類成功率

		長野地方			松本地方		
		P(B A)	P( $\bar{B} \bar{A}$ )	P <sub>Total</sub>	P(B A)	P( $\bar{B} \bar{A}$ )	P <sub>Total</sub>
6	前	100	91.4	91.5	100	92.6	92.7
	後	66.7	78.4	78.2	66.7	75.9	75.8
7	前	71.4	68.4	68.5	100	89.5	89.7
	後	72.7	61.8	62.5	66.7	65.2	65.3
8	前	75.0	69.1	69.7	84.2	65.8	67.9
	後	70.6	80.5	79.5	91.7	69.5	71.0
9	前	85.7	85.4	85.5	72.7	67.5	67.9
	後	100	78.4	78.8	80.0	78.1	78.2
10	前	100	89.6	87.7	66.7	75.9	75.8
全期間		76.1	78.2	78.1	83.8	75.5	75.9

P(B|A)は食中毒の発生があった時に注意報の発令がある確率、P( $\bar{B}|\bar{A}$ )は食中毒の発生がない時に注意報の発令がない確率、P<sub>Total</sub>は総分類成功率を示す。

不等号の範囲になった時に、食中毒注意報を発令することになる。なお表中の不快指数の"—"は、判別分析のプロセスで不快指数が独立変数から除外されたことを意味している。

これらの判別関数と判別基準値が選択された時、判

別分析の分類成功率を表3に示した。P(B|A)は食中毒の発生があった時に注意報の発令がある確率、P( $\bar{B}|\bar{A}$ )は食中毒の発生が無い時に注意報の発令がない確率、P<sub>Total</sub>は(1)式で与えられる総分類成功率を示している。全対象期間(6月1日~10月15日)のみ

表4 実際に適用した時に予想される過誤率

		長 野 地 方				松 本 地 方			
		P (A)		3 × P (A)		P (A)		3 × P (A)	
		P ( $\bar{A} B$ )	P ( $A \bar{B}$ )	P ( $\bar{A} B$ )	P ( $A \bar{B}$ )	P ( $\bar{A} B$ )	P ( $A \bar{B}$ )	P ( $\bar{A} B$ )	P ( $A \bar{B}$ )
6	前	87.5	0.0	65.9	0.0	80.0	0.0	56.2	0.0
	後	94.6	0.8	84.9	2.4	95.1	0.8	86.2	2.5
7	前	90.9	1.8	75.2	5.7	85.0	0.0	64.5	0.0
	後	88.7	2.9	69.5	9.3	87.7	3.6	67.0	11.6
8	前	79.3	3.7	50.1	12.9	75.7	3.0	43.5	11.2
	後	72.1	3.8	40.3	13.0	82.0	0.9	56.4	3.0
9	前	79.4	0.7	53.9	2.4	86.2	2.8	64.1	9.2
	後	92.1	0.0	78.9	0.0	89.8	0.8	73.2	2.5
10	前	94.5	0.0	84.9	0.0	95.1	0.8	86.2	2.5
全 期 間		86.0	1.4	65.1	4.5	86.1	1.0	65.1	3.3

P (A) は発生日率, 3 × P (A) は報告されている発生日率の3倍とした時を示している。  
 P ( $\bar{A}|B$ ) は注意報の発令がある時に実際は食中毒の発生がない過誤率, P ( $A|\bar{B}$ ) は注意報の発令がない時に実際は食中毒の発生がある過誤率を示している。

ると、長野地方は P ( $B|A$ ) が76.1%, P ( $\bar{B}|\bar{A}$ ) が78.2%, P<sub>Total</sub> が78.1%, 松本地方は P ( $B|A$ ) が83.8%, P ( $\bar{B}|\bar{A}$ ) が75.5%, P<sub>Total</sub> が75.9%となった。細分化した期間別にみると、P ( $B|A$ ) は長野・松本地方ともに最小値66.7%から最大値100%のなかに変動しており、P ( $\bar{B}|\bar{A}$ ) は長野地方が61.8%から91.4%, 松本地方が65.2%から92.6%, P<sub>Total</sub> は長野地方が62.5%から91.5%, 松本地方が65.3%から92.7%のなかに変動していた。

C 過誤率

これらの判別関数と判別基準値を実際に適用した場合の過誤率を(2), (3)式を用いて求めた(表4)。全対象期間でみると、P (A) を報告されたP(A)そのまま用いた場合、注意報を発令したが実際には食中毒の発生がない過誤率P( $\bar{A}|B$ )は、長野・松本地方ともに86%, 注意報の発令がない時に食中毒が発生する確率P( $A|\bar{B}$ )は、長野地方が1.4%, 松本地方が1.0%となった。P (A) が報告されているP(A)の3倍と仮定すると、P ( $\bar{A}|B$ ) は長野・松本地方ともに65%, P ( $A|\bar{B}$ ) は長野地方が4.5%, 松本地方が3.3%となった。細分化した期間別でみると、P (A)を報告されている値を用いた時、P ( $\bar{A}|B$ ) は長野地方で72.1%から94.6%, 松本地方で75.7%から95.1%, P ( $A|\bar{B}$ )

表5 従来の食中毒注意報と本方式による注意報の実施成績

		従来の方式	本方式
食中毒の発生件数 (NA)		10	10
注意報の発令延日数 (NB)		19.5	48
発令中の発生件数(NAB)		1.5	4
適中率	P ( $A B$ ) = NAB/NB (%)	7.7	8.3
	P ( $\bar{A} \bar{B}$ ) = N $\bar{A}\bar{B}$ /N $\bar{B}$ (%)	94.8	95.6
	総 適 中 率 (%)	85.6	72.8
過誤率	P ( $A \bar{B}$ ) = NAB/N $\bar{B}$ (%)	5.2	4.4
	P ( $\bar{A} B$ ) = N $\bar{A}B$ /NB (%)	92.3	91.7
	全 過 誤 率 (%)	14.4	27.2

(従来：1976年から1979年の4年間の平均, 本方式：1980年)

は長野・松本地方ともに最小値は0%となり、最大値はそれぞれ3.8%, 3.6%となった。P(A)を3倍と仮定すると、P ( $\bar{A}|B$ ) は長野地方で40.3%から84.9%, 松本地方で43.5%から86.2%, P ( $A|\bar{B}$ ) は両地方とも最小値は0%で、最大値はそれぞれ13.0%, 11.6%となった。

D 実施成績

長野県における、従来の食中毒注意報と本方法によるそれとの実施成績を表5に示した。従来の方法は長野県を一括して発令しており、本方法では、長野・松本地方に2つに分けて発令しているため、総延日数は7月16日から10月15日までの日数92日の2倍の184日とした。1980年の試行期間では、10件の食中毒が発生しており、それまでの4年間の平均と同数となった。このうち、従来の方式では注意報の発令期間中の発生が年平均1.5件に対し、本方式では4件の発生がみられた。食中毒注意報の発令中に食中毒が発生した確率 $P(A|B)$ 、あるいは注意報の発令の無い時に食中毒が発生しなかった確率 $P(\bar{A}|\bar{B})$ は、従来の方式ではそれぞれ7.7%、94.8%となり、本方式による試行期間では8.3%、95.6%となり、本方式の方がわずかにこれらの適中率が大きくなった。一方、 $P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(\bar{A}|\bar{B})$ であらわせる全適中率でみると従来の方式では85.6%となり、本方式の72.8%より大きくなった。また過誤率についても同様に、注意報の発令中に食中毒が発生しない過誤率と注意報の発令がない時に食中毒が発生する過誤率は、従来の方式に比べ本方式が小さくなったが、全過誤率は従来の方式が小さくなった。しかし、考察で述べるように全適中率あるいは全過誤率は方式の評価指標としては不十分である。さらにBayesの定理を応用して推測された表4の過誤率と比較すると表5の $P(\bar{A}|\bar{B})$ は4.4%となっており、これは $P(A)$ を報告される数の3倍と見積もった時と近似的に等しく、 $P(\bar{A}|\bar{B})$ は91.7%となり $P(A)$ を報告された値として見積もられた過誤率と近似的に等しくなった。

#### IV 考 察

気象と細菌性食中毒の発生との関連は古くから知られており、食中毒注意報への応用も検討されてきた。小林<sup>12)</sup>は長野県下に発生した細菌性食中毒について発生前1週間の気象要素の分布から、気象要素に基づく食中毒発生予報の可能性を指摘している。柴山<sup>13)</sup>は名古屋市内に発生した細菌性食中毒について気象要素との関係を解析し、細菌性食中毒の発生は湿度には関係がなく、気温が高い程発生しやすい傾向にあることを報告している。一方、木村<sup>14)</sup>は食中毒発生予報の可能性は認めるものの、適中率について検討すると効率がきわめて低く、気象要素のみに基づく食中毒発生予報は実際上の価値が少ないという、食中毒注意報に対して否定的な見解を示した。しかし、1962年に静岡県

で食中毒注意報システムが開始され、京都市においても上記木村<sup>14)</sup>の検討不十分な点を補った近畿食品監視員協議会食中毒専門部会の報告<sup>22)</sup>が出され、1965年から実施されるに至った。そして、現在57の都道府県と政令都市のうち27の道県市で食中毒注意報システムが採用されている<sup>11)</sup>。

従来の食中毒注意報は、とりあげた変数が細菌の増殖する速さに関係した気温と温度のみであったり、気象を多変量的にとらえても気象の平均的な変動への考慮がないことなどにより、適中率がよくない、あるいは不必要に長期にわたって注意報の発令が継続する、など十分な成果をあげていないと言えない<sup>23)</sup>。本研究では、気象を多変量的にとらえ気象の平均的な変動による影響を少なくするような方法で判別分析をしたことにより、それぞれの季節において相対的に食中毒が発生しやすい気象条件を求めることができ、これを用いることにより日別に食中毒注意報の発令の有無を検討できる方式にすることができた。平均的な変動による影響を少なくし判別分析法を適用している例として京都市<sup>24)</sup>があげられるが、7、8、9月の月別の分析であり、最良の判別関数と判別基準値の選択は行われていない。

最近、高木<sup>25)</sup>は、多重ロジスティック・モデルを用い、各変数の係数をWalker-Duncanの最尤法<sup>26)</sup>を用いて求め、AICによる変数選択<sup>27)</sup>をすることにより食中毒注意報の作成を試みた。このモデルは、ある事象の確率—食中毒の発生確率—を $P$ とし、そのロジット( $\log P/(1-P)$ )が、説明変数—気象条件—と線形関係にあるとするものである。この分析によれば、日別に確率 $P$ 、すなわち食中毒の発生のリスクが確率的に与えられることになる。しかし高木らは、このリスクをそのまま提示するよりもリスクの大きさにより「安全」から「要注意」までのように区分して告知する方が一般的には理解されやすいことを指摘している。判別分析による方法では、注意報の発令の有無の2つの区分になってしまうが、多重ロジスティック・モデルによれば、その区分はいくつでも可能である。このように、多重ロジスティック・モデルには判別分析よりも幾分融通性があると言える。しかし、食中毒注意報の発令の有無の間に中間的な区分が必要か否かについては、食中毒の発生と気象条件との関係が判別分析における線形モデルか多重ロジスティック・モデルのどちらが適切かと同様に、今後の実施成績をふまえた分析が必要であろう。

本研究では12の気象条件をとりあげた。これらの変

数には相互に関連しているから、12個の変数をすべて説明変数とする必要はない。しかも、12個の変数をとりあげたことにより、表1、2に示されているように、判別関数の係数は細分化した期間ごとに大きく変動しており、判別関数の統計的意義づけを不十分にしている可能性もある。しかし、本方式で食中毒注意報を発令してゆく際、もし変数選択法によって求めているならば、各細分化した期間ごとに選択されてくる変数が異なり、判別係数のみならず変数そのものもかわってしまうことは実用上大きな混乱を招く可能性があると考えられた。しかも説明変数の多いことは2群の判別の効率を決して悪くするものではなく、わずかでも判別効率を高くする方向に働くことから、全気象条件をとりあげた。

本分析では事前確率が0.45 : 0.55, 0.5 : 0.5, 0.55 : 0.45の3つの場合について分析した。事前確率は厳密にはそれぞれの確率の出現割合、すなわち食中毒の発生の有無の割合のことをさす(21)28), SPSSで計算される時はこれに誤判別による損失までが含まれることになる。したがって、食中毒の発生が無いのにあるとした時の誤判別の損失の大きさと、逆に食中毒の発生が有るのに無いとしたことによる誤判別の損失とを見積もらなければならない。しかし、この損失の大きさは今回の分析では数量的に表現することが困難であるため、事前確率をかえても判別係数がかわらずに、判別基準値の大きさが変わることを用いて、最適な判別基準値を求めるために便宜的に用いた。

判別式の効率を分類成功率でみると、全対象期間で食中毒の発生があった時に注意報の発令がある確率  $P(B|A)$ 、食中毒の発生がない時に注意報の発令がない確率  $P(\bar{B}|\bar{A})$ 、と分類成功率  $P_{Total}$  とともに80%前後の値を示した。月別に判別分析を適用した京都市<sup>24)</sup>の分析では、分類成功率は  $P(B|A)$  のみで検討されており、50%前後の値になっており、今回の分析よりも小さな値となっている。ただし、 $P_{Total}$  を優先的に考えがちであるが、長野県のように発生日率が全対象期間で4.4%、細分化した期間でみても最大値が10%のような地域を対象とすれば、食中毒注意報を1回も出さなくても、 $P_{Total}$  は90%以上になり、発令業務をしないことが  $P_{Total}$  を大きくし、しかも  $P(\bar{B}|\bar{A})$  もかなり大きな値になってしまう。したがって、 $P_{Total}$  と  $P(\bar{B}|\bar{A})$  をさげても、食中毒注意報を発令することに直接関連する  $P(B|A)$  の値を大きくするような判別関数と判別基準値が必要であろう。

本方式によって食中毒注意報が発令された時の過誤率を予測した。食中毒の発生日率  $P(A)$  は、報告もれなどによって実際に報告されている  $P(A)$  とは異なっている。事件数でみるなら、実際の発生件数は報告されている事件数の数倍から10倍にも及ぶとされている。そこで、便宜的に報告されている発生日率  $P(A)$  とそれを3倍した場合について求めてみた。食中毒注意報を発令したが、実際には食中毒が発生しない確率  $P(\bar{A}|B)$  は、全対象期間では、 $P(A)$  を報告されている値とした時は86%、報告された値の3倍と考えた時は65%となった。これは、食中毒注意報を10日出したならばそのうち約9日は発生しない、あるいは3日出したならばそのうち2日は発生しないことを予測している。一方、食中毒注意報を発令しないのに、食中毒が発生する確率  $P(A|\bar{B})$  は、全対象期間ではそれぞれ1%あるいは3~4%となった。また細分化した期間でみるとこの過誤率の最大値は、 $P(A)$  を報告されている値を用いた場合4%、3倍を仮定すると13%となった。これを10%前後とみれば、10日間注意報を発令しなければそのうち1日は発生が予想されることを意味している。本方式による食中毒注意報には、このような過誤率をとまらぬことを、注意報を発令する側と受ける側で正しく認識される必要があろう。

従来の発令方式と本方式による実施成績を比較検討した。食中毒の発生は、各年によって大きく変動するので、1年の試行期間の成績では不十分であろう。食中毒の発生を減少させるという目的では、この試行期間では10件の発生があり、従来の方式でも10件となっており必ずしも少なくなったとは言えないが、そのうち4件は注意報の発令期間中での発生であり従来の方式の平均1.5件に比べ大きい。注意報を発令した時に実際食中毒の発生があった確率  $P(A|B)$  と、注意報を発令しない時に実際食中毒の発生がなかった確率  $P(\bar{A}|\bar{B})$  でみると従来の方式に比べ、今回の成績はいずれもわずかであるが大きい値となった。前述のごとく全適中率は、長野県のように発生数が少ない地域では、注意報の発令業務をしないことが最も大きな値が得られる可能性がある。また注意報の発令中に食中毒が発生した確率は、対策と密接に結びついていなければならないのだから本来零に近い程望ましい。むしろ注意報の発令が無い時に食中毒の発生があった過誤率  $P(A|\bar{B})$  がより重要な指標と考えられ、本方式は4.4%となり従来の方式の5.2%より小さくなった。このようにわずかであるが本方式の方が有効であると



考えられる。

選択された判別関数と判別基準値の分類成功率と適当に仮定した  $P(A)$  とで求めた過誤率と実施成績での過誤率を比較すると、実施成績で注意報の発令がない時に食中毒が発生する確率は  $P(A)$  を報告された値と考えた時に近似し、注意報の発令中に食中毒が発生しない過誤率は、 $P(A)$  を報告された値を3倍した値と仮定した時に近似した。したがって、Bayes の定理を用いた過誤率で、実際に実施した時に生ずる過誤率を近似的に推定できることが示された。

病因細菌によって、気象と食中毒発生との統計的関連が異なることにより、病因細菌別に判別分析をすれば適中率をもっと良くなる可能性がある。著者ら<sup>29)</sup>の東京都を対象にした分析では、全細菌性食中毒を判別分析すると、 $P(B|A)$ 、 $P(\bar{B}|\bar{A})$  とともに80%前後の値となり今回の分類成功率と大きな差異を生じていないが、病因細菌別にするとサルモネラでは  $P(B|A)$  と  $P(\bar{B}|\bar{A})$  が93, 90%, 腸炎ブドウ球菌で87, 89%, ブドウ球菌では85, 86%となっており、全細菌性食中毒を対象とするよりも高い分類成功率となった。しかし、長野県のように食中毒の発生件数が少ない場合には、病因細菌別の分析は統計的なバラツキが大きく影響されるので、今回は病因細菌別の分析はしなかった。また、もし病因細菌別にできたとしても、病因細菌別に食中毒注意報を発令することは実際上できないであろう。

表1, 2の判別係数と判別基準値は、それぞれの地域の食生活、食習慣が異なることにより、気象と食中毒の発生との統計的関連が異なってくることになり、そのまま他の地域へあてはめることはできない。しかし、今回検討した方法によって発令基準を求めることは、他の地域へも応用できると考えられる。長野県は、同一気象下での発生件数が比較的少ないので、著者ら<sup>29)</sup>は、本方式を東京都のように同一気象下で食中毒が多発する地域に適用した。その結果、2日に1日あるいは3日に2日発生するような多発期間では本方式による食中毒注意報の発令は効果が少なくなるが、その前後では十分活用できると考えられた。多発期間では、キャンペーン的な食中毒予防旬間などを設定し、それ以外の期間では本方式による食中毒注意報の発令方式と併用すれば、食中毒の発生を減少させようと考えられる。

## V 結 語

細菌性食中毒の発生を未然に防止するための1つとして、長野県の1969年から1979年までの11年間の気象と食中毒事件に関する資料を用いて、細菌性食中毒注意報の発令基準の作成および発令方式の検討を行った。気象を多変量的にとらえるために、多変量解析の1手法である判別分析法を用いた。判別分析の説明変数として、①平均気温、②最高気温、③最低気温、④平均湿度、⑤最小湿度、⑥平均曇量、⑦平均風速、⑧最大風速、⑨日照時間、⑩不快指数、の前3日平均と、⑪当日の最高気温、⑫当日の最低気温、の12項目を取りあげた。従属変数は食中毒の発生の有無とした。気象の平均的(季節)変動による気象と細菌性食中毒の発生との統計的関連への影響を少なくするために、対象期間を半月ごとに細分化し、その細分化した期間別あるいは細分化した期間を数個連続させた期間別に判別分析をした。これらのいくつかの判別分析のなかから、細分化した期間別に最良の判別関数と判別基準値を求めた。1969年から1979年の判別関数による分類成功率は長野地方は78.1%, 松本地方は75.9%となった。このことにより、各季節により相対的に食中毒が発生しやすい気象条件が求まり、一定の適中率を維持しつつ、日別に食中毒注意報の発令の有無の検討ができる方式にすることができた。Bayes の定理を応用し、これらの発生基準を適用した時の過誤率を推測した。食中毒注意報を発令したが実際には発生しない過誤率は65%から約85%, 逆に食中毒注意報を発令しない時に実際に発生する過誤率は数%に推測された。さらに長野県の1980年7月1日から10月15日までの本方式の実施成績と従来の方式による1976年から1979年までの成績とを比較すると、食中毒注意報の発令中に発生した適中率および発令しない時に発生しない適中率において、本方式の成績がすぐれていた。また、実施成績の過誤率は先に Bayes の定理を応用して推測された過誤率に近似した。このように、気象条件に判別分析法を適用して得られた細菌性食中毒注意報は、従来の方式に比べても、また食中毒の発生件数を減少させるという本来の注意報の観点からも十分実用化できると考えられた。

稿を終るにあたり、御指導と御校閲をいただいた信州大学公衆衛生学 釘本完教授に衷心より感謝の意を表します。また、本研究をすすめるにあたり御協力いただいた当研究室の太田節子助手に謝意を表すると同時に、資料を提供下さった長野県衛生部食品環境水

道課の皆様にご感謝をいたします。本研究の一部は、第39回日本公衆衛生学会総会（1980年10月、千葉）、第51回日本衛生学会総会（1981年5月、札幌）、第40回日本公衆衛生学会総会（1981年10月、名古屋）、第52

回日本衛生学会総会（1982年4月、東京）で発表した。なお本研究の一部は、昭和57年度文部省科学研究費奨励研究(A)（課題番号57770403）、昭和58年度文部省科学研究費奨励研究(A)（課題番号58770423）によった。

文 献

- 1) 厚生省統計情報部：昭和57年食中毒統計。厚生統計協会，1983
- 2) 厚生省統計情報部：昭和46年人口動態統計。厚生統計協会，1973
- 3) 厚生省統計情報部：昭和55年人口動態統計。厚生統計協会，1984
- 4) 厚生省統計情報部：昭和46年伝染病および食中毒統計。厚生統計協会，1972
- 5) 厚生省統計情報部：昭和55年伝染病および食中毒統計。厚生統計協会，1981
- 6) 辺野喜正夫，坂井千三：わが国のおもな細菌性食中毒の動向。日本公衛誌，23：258-267，1976
- 7) 麦谷真里，藤崎清道：食中毒26年の動向。厚生指針，26：12-19，1979
- 8) 相磯和嘉：食品衛生と食中毒。食品衛生研究，29：9-21，1979
- 9) 稲葉 裕：統計からみた食中毒の最近の動向。公衆衛生，45：353-359，1981
- 10) 寺山 武：細菌性食中毒の最近の動向。公衆衛生，45：360-367，1981
- 11) 日本食品衛生協会：気候と食中毒。食品衛生，25：22-27，1981
- 12) 小林和己：気象学的にみたる食中毒の発生について。長野県衛生部研究資料第2号，1952
- 13) 柴山 実，服部雅彦，石川道生：細菌性食中毒と気候との関係。名古屋市食品衛生監視員研修会誌，7：306-308，1959
- 14) 木村忠夫，井沢 格，福井 一，岡本萬三郎：細菌性食中毒の発生と気象要素との関係，とくに予報発令の可能性の検討。食品衛生研究，10：79-88，1960
- 15) 広島県：広島県の食中毒警報事業 昭和56年度食中毒警報システムに関する調査研究報告書（班長・山本俊一）。pp.2-24，1982
- 16) 高橋正弘，前田 実，高橋 勉，鈴木長谷雄，淵上信也，平山 功，市川 進，金子精一，長南茂樹，田代安司，池田陽男，清水利貞：統計理論にもとづく食中毒の発生予測。神奈川県公衆衛生学会誌，24：65，1978
- 17) 神奈川県：神奈川県食中毒警報 昭和56年度食中毒警報システムに関する調査研究報告書（班長・山本俊一）。pp.25-27，1982
- 18) Fleiss, J.L. : Statistical methods for rates and proportions. 2nd ed., pp.1-18, John Wiley and Sons Inc., New York, 1981
- 19) 三宅一郎，山本嘉一郎：SPSS 統計パッケージⅠ。基礎編，東洋経済新報社，東京，1979
- 20) 三宅一郎，中野嘉弘，水野欽司，山本嘉一郎：SPSS 統計パッケージⅡ。解析編，東洋経済新報社，東京，1979
- 21) 奥野忠一，芳賀敏郎，久米 均，吉澤 正：多変量解析法。pp.259-321，日科技連，東京，1973
- 22) 近畿食品衛生監視員協議会食中毒専門部会：気象要素からの細菌性食中毒発生予報の方法に関する研究。近畿食品衛生監視協議会事業報告，1964
- 23) 稲葉 裕，甲斐一郎，武長修行：食中毒警報の評価に関する研究。日本公衛誌，30（11，特付），310，1983
- 24) 京都市：京都市の食中毒注意報 昭和56年度食中毒警報システムに関する調査研究報告書（班長・山本俊一）。pp.44-60，1982
- 25) 高木慶文，稲葉 裕，山本俊一：多量ロジスティック・モデルによる食中毒予測の試み。第11回日本行動計量学会発表論文抄録集，pp.73-74，1983
- 26) Walker, S.H. and Duncan, D.B. : Estimation of the probability of an event as a function of several independent variables. Biometrika, 54: 167-179, 1967
- 27) 赤池弘次：情報基準 AIC とは何か，その意味と将来への展望。数理科学，153：5-10，1976
- 28) 後藤昌司：多変量データの解析法 pp.105-176，科学情報社，大阪，1973
- 29) 松沢照男，太田節子，釘本 完：気象条件を用いた細菌性食中毒注意報，第2回医療情報連合大会論文集，pp.395-398，1982  
(59. 9. 12 受稿)